Monsieur Antoine d'Autume

Les anticipations rationnelles dans l'analyse macro-économique

In: Revue économique. Volume 37, n°2, 1986. pp. 243-284.

Résumé

Cet article présente une introduction critique à la nouvelle macro-économie classique, fondée sur l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Nous reprenons un ensem-ble de modèles macro-économiques à la Sargent-Wallace pour analyser les thèmes caractéristiques de cette école et pour en discuter les fondements. Nous montrons notamment comment la neutralité ou l'absence de neutralité de la politique monétaire dépend uniquement, d'un point de vue formel, des propriétés d'homogénéité du modèle et comment cette problématique reste valable dans des modèles de déséquilibre. Nous tentons enfin d'évaluer la portée empirique de la critique des nouveaux classiques en examinant notamment, dans un cadre d'anticipations ration-nelles, les problèmes formellement identiques de l'estimation d'une fonction de consommation et de l'estimation des effets macro-économiques de la politique monétaire.

Abstract

RATIONAL EXPECTATIONS AND MACROECONOMIC ANALYS1S

Antoine d'Autume

This article offers a critical introduction to New Classical Macroeconomics, based on the Rational Expectations Hypothesis. We consider a number of Sargent-Wallace-type macroeconomic models in an attempt to identify the main themes of this school and to evaluate their f antidations. In particular we show how the neutrality or non-neutrality of expected monetary policy depends solely, from a formal viewpoint, on the homogeneity properties of the model and how this resuit still holds in disequilibrium models. We then attempt to evaluate the empirical scope of the New Classical critique. In particular we review the identical problems faced when estimating under rational expectations a consumption function or the macro-economies effects of monetary policy.

LES ANTICIPATIONS RATIONNELLES DANS L'ANALYSE MACRO-ÉCONOMIQUE *

INTRODUCTION

Avancé par Muth en 1961, le concept d'anticipation rationnelle constituait assurément une innovation théorique importante. Elle réside dans l'affirmation que l'anticipation formée à la date t concernant le niveau à la date $T > t$ d'une variable X n'est autre que l'espérance conditionnelle de cette variable, calculée sur la base de l'information I disponible à cette date :

$$E\ (X_T/I_t).$$

L'avantage de cette formulation est qu'elle évite le recours à une hypothèse d'anticipations adaptatives et donc la nécessité d'introduire des coefficients d'ajustement aux valeurs toujours arbitraires. L'inconvénient est qu'elle fait une hypothèse très forte — et également arbitraire ! — sur les capacités d'information des agents. Elle suppose en effet que les agents connaissent le processus stochastique suivi par la variable à prévoir. Il s'agit en général d'une variable endogène d'un modèle dont le caractère stochastique découle de la présence de variables exogènes stochastiques. Il faut donc admettre que les agents connaissent tout le modèle, c'est-à-dire toutes les relations entre variables ainsi que les lois suivies par les exogènes.

Cette hypothèse d'anticipations rationnelles fut rapidement appliquée aux marchés financiers où elle aboutit à l'idée que les valeurs de marché des actifs suivent une marche aléatoire : toute l'information disponible est déjà intégrée dans les valeurs courantes et les erreurs de prévision ne peuvent être que purement aléatoires. En particulier aucun

* Cette étude a été effectuée lors d'un séjour au service des Programmes de l'INSEE. Je remercie J.-P. Puig des suggestions qu'il m'a faites à cette occasion.

agent individuel ne peut battre un marché efficient, c'est-à-dire un marché concurrentiel formé d'agents aux anticipations rationnelles.

L'hypothèse fut ensuite introduite dans la théorie macro-économique pour aboutir à des conclusions aussi radicales : face à des agents rationnels la politique économique est en général inefficace. Ainsi est née l'école de pensée des Nouveaux Classiques, modernes successeurs des Classiques et des Monétaristes, pour qui les fluctuations d'une économie sont dues à des chocs nominaux imparfaitement, mais aussi bien que possible, anticipés. Et l'une des lignes de force de cette nouvelle école est une critique radicale des modèles macro-économétriques usuels. C'est en définitive à une juste évaluation de la portée de cette critique que nous tentons d'arriver dans cet article.

Bien que diverses revues de la littérature soient disponibles [1], il nous a paru nécessaire d'effectuer notre propre synthèse en ne recherchant nullement l'exhaustivité mais en tentant de présenter de façon complète et autosuffisante les principales idées et en restant aussi proche que possible des modèles macro-économiques théoriques qui servent de référence plus ou moins implicite aux modèles macro-économétriques. Notre objectif principal est donc de présenter une introduction critique à la nouvelle macro-économie classique.

Une des principales originalités de notre travail est sans doute l'élucidation du rôle des propriétés d'homogénéité des modèles. Ce rôle est dégagé initialement dans un modèle général servant de référence. Nous montrons ensuite comment les propriétés des modèles que nous considérons, qu'ils soient d'équilibre ou de déséquilibre, découlent formellement d'« infidélités » de ces modèles au modèle de référence.

Dans une première section, nous examinons en parallèle un modèle macro-économique simplifié et un modèle général qui permettent de mettre en évidence les traits caractéristiques de la nouvelle économie classique. Nous examinons dans une deuxième section les fondements théoriques de ce type de modèles avant de les confronter dans une troisième section à leur prédécesseur immédiat, la théorie monétariste. Dans une quatrième section, nous examinons les résultats auxquels conduit la combinaison de l'hypothèse d'anticipations rationnelles et de modèles élémentaires de déséquilibre. Nous sommes alors à même d'esquisser, dans une cinquième section, un bilan critique des théories des nouveaux classiques avant, dans une dernière section, d'en examiner les retombées empiriques.

1. Voir Shiller [1978], Mc Callum [1980], Begg [1982], Scheffrin [1982], Le Cacheux-Nivollet [1982], Walliser [1982]. Deux ouvrages de référence sont le manuel de Sargent [1979] et le recueil d'articles de Lucas-Sargent eds. [1981].

LES TRAITS CARACTERISTIQUES DE LA NOUVELLE ECONOMIE CLASSIQUE

Il s'agit ici de présenter le thème général — celui de l'inefficacité des politiques économiques en présence d'anticipations rationnelles — tel qu'il a été développé par Sargent-Wallace [1976] à la suite de travaux plus fondamentaux de Lucas [1972]. Pour cela nous traitons en parallèle un modèle simple et un modèle formel qui nous permet de dégager des conditions générales d'inefficacité.

Un modèle simplifié à la Sargent-Wallace

Le modèle de départ est le suivant :

$$(1) \quad \begin{cases} y_t = b\,(p_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t) + \lambda\, y_{t-1} + (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + v_t \\ y_t = a\,(m_t - p_t) + g + u_t \end{cases}$$

Toutes les variables sont en logarithmes ; y est la production, $\bar{y}$ un niveau normal exogène de production, m la masse monétaire, p le niveau de prix. Les paramètres a, g, b, λ sont positifs. Les résidus u et v sont des bruits blancs. $\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t$ représente l'anticipation formée à la date $t - 1$ du prix p_t. Selon l'hypothèse d'anticipations rationnelles, il s'agit de l'espérance conditionnelle de p_t, connaissant l'information disponible à la date $t - 1$, c'est-à-dire l'ensemble des variables macro-économiques de cette période.

L'objet de cette première section est l'étude des propriétés caractéristiques de ce type de modèles et nous repoussons dans une deuxième section l'analyse de ses fondements précis. Indiquons seulement à ce stade que la deuxième équation est une équation de demande globale incorporant un effet d'encaisse réelle. On peut la considérer comme la forme réduite d'un bloc-demande plus complexe et par exemple d'un modèle IS-LM dans lequel on aurait éliminé le taux d'intérêt. La première équation est une courbe d'offre globale « à la Lucas ». Disons pour l'instant qu'il s'agit d'une version friedmanienne d'une courbe de Phillips : l'offre gravite autour d'un niveau $\bar{y}_t$ et n'est influencée que par la partie non anticipée de l'inflation. Encore une fois nous reviendrons dans la section 2 sur les fondements de ces relations de comportement.

Comme l'ont montré Sargent-Wallace [1976], et comme nous le vérifierons ci-dessous, toute politique monétaire prévisible est inefficace dans un tel modèle. Ce résultat dramatique fit la célébrité de l'article de Sargent et Wallace. Pour mieux apprécier la portée il convient pourtant de s'éloigner de ce modèle trop simple où la seule présence de la courbe d'offre à la Lucas semble garantir le résultat : si l'erreur d'anticipation sur le niveau des prix est un bruit blanc imprévisible, et il est intuitif qu'elle doit l'être dans un cadre d'anticipations rationnelles, et si le niveau naturel est supposé exogène, alors aucune politique ne peut influencer le processus engendrant y_t. Nous nous tournons donc vers un modèle très général.

Le traitement formel d'un modèle général

Nous considérons ici un modèle matriciel suffisamment général pour notre propos et dans lequel nous mettons l'accent sur la distinction entre grandeurs réelles et grandeurs nominales.

La forme structurelle du modèle est la suivante :

$$(2) \qquad \mathbf{A}\,\mathbf{X}_t + \mathbf{B}\,\mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{C}\,\mathbf{X}^e_t + \mathbf{D}\,\mathbf{Z}_t + \mathbf{V}_t = 0$$

Toutes les variables sont en logarithmes. X_t, X_{t-1}, et $X^e_t = \underset{t-1}{E}\, X_t$ sont respectivement les vecteurs des variables endogènes, des endogènes retardées et des anticipations (rationnelles) sur les endogènes de la période courante. Z_t est le vecteur des exogènes identifié ici aux instruments de politique économique et V_t est un vecteur de bruits blancs indépendants entre eux. Les matrices A, B, C sont carrées.

Nous partitionnons vecteurs et matrices pour distinguer grandeurs réelles Y et G et grandeurs nominales P et M. Nous posons donc, avec des matrices de formats convenables :

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} Y \\ P \end{pmatrix} \quad \mathbf{Z} = \begin{pmatrix} G \\ M \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} \mathbf{A} = (A' \ A'') & \qquad \mathbf{B} = (B' \ B'') \\ \mathbf{C} = (C' \ C'') & \qquad \mathbf{D} = (D' \ D'') \end{matrix}$$

On suppose pour simplifier qu'il n'y a qu'un seul instrument nominal : M est un scalaire.

La forme structurelle du modèle devient alors :

$$(3) \qquad A'\,Y + A''\,P_t + B'\,Y_{t-1} + B''\,P_{t-1} + C'\,Y^e_t + C''\,P^e_t + D'\,G_t + D''\,M_t + V_t = 0$$

En notant σ un vecteur-colonne dont toutes les composantes sont égales à l'unité, nous faisons les hypothèses suivantes à propos du rôle des variables nominales.

(4) Homogénéité : $(A'' + B'' + C'')\,\sigma + D'' = 0$

(5) Super-homogénéité : $(A'' + C'')\,\sigma + D'' = 0$ ou $B''\,\sigma = 0$

L'hypothèse (4) est la traditionnelle hypothèse d'homogénéité de degré 0 des comportements par rapport aux grandeurs nominales : ici les grandeurs sont en logarithmes et elle stipule donc qu'on peut ajouter une constante à toutes les grandeurs nominales. Plus précisément si $(Y_t, Y_{t-1}, Y^e_t, G_t, P_t, P_{t-1}, P^e_t, M_t)$ vérifie l'équation (3), $(Y_t, Y_{t-1}, Y^e_t, G_t, P_t + a, P_{t-1} + a, P^e_t + a, M_t + a)$ la vérifie également. L'hypothèse (5) est moins habituelle et nous la qualifions de « super-homogénéité » : on peut affecter toutes les grandeurs nominales d'un taux de croissance arbitraire, c'est-à-dire ici conserver par exemple les niveaux des variables nominales de la date $t - 1$ et ajouter une constante [2] aux (logarithmes des) variables nominales de la date t : $(Y_t, Y_{t-1}, Y^e_t, G_t, P_t + a, P_{t-1}, P^e_t + a, M_t + a)$ est également solution de (3).

Sous ces hypothèses, le modèle peut être écrit sous la forme équivalente suivante :

$$A'\,Y_t + A''\,(P_t - \sigma\,M_t) + B'\,Y_{t-1} + B''\,(P_{t-1} - \sigma\,M_{t-1}) + C'\,Y^e_t + {}$$
$$+\, C''\,(P^e_t - \sigma\,M^e_t) + D'\,G_t - C''\,\sigma\,(M_t - M^e_t) + V_t = 0$$

Soit

(6) $$A\,\bar{X}_t + B\,\bar{X}_{t-1} + C\,\bar{X}^e_t + D'\,G_t - C''\,\sigma\,(M_t - M^e_t) + V_t = 0$$

si l'on définit un nouveau vecteur de variables endogènes purement réelles :

$$\bar{X} = \begin{pmatrix} Y \\ P - \sigma\,M \end{pmatrix}$$

On constate que l'instrument nominal M n'intervient que sous la forme de l'erreur d'anticipation le concernant.

Nous pouvons maintenant résoudre le modèle sous sa forme (6).

2. S'il existait des variables nominales de la date $t + 1$ il conviendrait de leur ajouter la constante $2\,a$. La condition de super-homogénéité s'étend donc aisément à un modèle à plus de deux périodes.

On détermine en premier lieu la valeur des anticipations. D'après les propriétés [3] de l'opérateur espérance conditionnelle $\underset{t-1}{E}$, on obtient

$$A\,\bar{X}^c_t + B\,\bar{X}_{t-1} + C\,\bar{X}^c_t + D'\,G^c_t = 0 \tag{7}$$

et donc

$$\bar{X}^c_t = -(A + C)^{-1}\,B\,\bar{X}_{t-1} - (A + C)^{-1}\,D'\,G^c_t \tag{8}$$

On détermine en second lieu la valeur de l'erreur d'anticipation. En retranchant (7) à (6) on a :

$$A\,(\bar{X}_t - \bar{X}^c_t) + D'\,(G_t - G^c_t) - C''\,\sigma\,(M_t - M^c_t) + V_t = 0$$

et donc

$$(\bar{X}_t - \bar{X}^c_t) = -A^{-1}\,D'\,(G_t - G^c_t) + A^{-1}\,C''\,\sigma\,(M_t - M^c_t) - A^{-1}\,V_t \tag{9}$$

L'erreur d'anticipation sur les endogènes dépend donc seulement des résidus et des erreurs d'anticipation sur les instruments.

Enfin en ajoutant (8) et (9) on obtient la valeur des endogènes :

$$\bar{X}_t = -(A + C)^{-1}\,B\,\bar{X}_{t-1} - (A + C)^{-1}\,D'\,G^c_t - A^{-1}\,D'\,(G_t - G^c_t) + A^{-1}\,C''\,\sigma\,(M_t - M^c_t) - A^{-1}\,V_t \tag{10}$$

Cette *forme réduite* montre clairement que seule la politique monétaire non anticipée a un effet sur les grandeurs réelles alors qu'en ce qui concerne les politiques « réelles », budgétaires ou fiscales, les composantes anticipées en non anticipées ont une influence qui diffère d'ailleurs selon la composante.

Il nous faut préciser maintenant la façon dont les niveaux des instruments de politique économique sont choisis par les autorités. On suppose que la politique économique se traduit non pas par des choix *discrétionnaires* au coup par coup mais par l'adoption de *règles* fixes de comportement. A des aléas près, les instruments dépendent des niveaux retardés des variables endogènes selon des règles de rétroaction supposées connues (ou apprises) par les agents. Nous posons ainsi :

$$M_t = M_{t-1} + H + F\,\bar{X}_{t-1} + \eta_t \tag{11}$$

$$G_t = K + N\,\bar{X}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{12}$$

3. $\underset{t-1}{E}\,\bar{X}_{t-1} = \bar{X}_{t-1}$ $\quad \underset{t-1}{E}\,V_t = 0$

$\underset{t-1}{E}\;\underset{t-1}{E}\,\bar{X}_t = \underset{t-1}{E}\;\bar{X}_t$; par définition $\bar{X}^c_t = \underset{t-1}{E}\;\bar{X}_t$.

Le niveau de ces instruments peut donc être prédit. Selon l'hypothèse d'anticipations rationnelles, on a :

$$M^e_t = M_{t-1} + H + F\ \bar{X}_{t-1} \tag{13}$$

$$G^e_t = K + N\ \bar{X}_{t-1} \tag{14}$$

La partie non anticipée des instruments se réduit donc aux « innovations » η et ε.

L'endogénéisation dans (10), respectivement, des seuls niveaux anticipés des instruments ou simultanément des niveaux effectifs et anticipés, conduit aux deux nouvelles formes réduites suivantes [4]. En substituant (13) et (14) ou respectivement (11), (12), (13) et (14) dans (10), on obtient :

$$\begin{aligned} \bar{X}_t = {} & [-(A + C)^{-1} B + A^{-1} C (A + C)^{-1} D' N - A^{-1} C'' \sigma F]\ \bar{X}_{t-1} \\ & + [A^{-1} C (A + C)^{-1} D' K - A^{-1} C'' \sigma H] - A^{-1} D' G_t \\ & + A^{-1} C'' \sigma M_t - A^{-1} C'' \sigma M_{t-1} - A^{-1} V_t \end{aligned} \tag{15}$$

$$\begin{aligned} \bar{X}_t = {} & -(A + C)^{-1} (B + D' N)\ \bar{X}_{t-1} - (A + C)^{-1} D' K \\ & - A^{-1} D' \varepsilon_t + A^{-1} C'' \sigma \eta_t - A^{-1} V_t \end{aligned} \tag{16}$$

La première de ces équations exprime de façon dynamique les endogènes comme forme linéaire des instruments, avec des coefficients dépendants des paramètres H, F, K, N qui caractérisent les règles de politique économique. La seconde, au contraire, fait apparaître l'évolution des endogènes comme résultant seulement des aléas ε, η, et V, sans qu'interviennent les paramètres des règles de politique monétaire. La « critique de Lucas » et la thèse de l'inefficacité des politiques monétaires reposent sur un examen de ces formes réduites. Nous les expliciterons dans le paragraphe suivant à propos du modèle simplifié.

Le traitement du modèle simplifié

La résolution directe du modèle (1) permet de retrouver le même type de formules.

L'application à (1) de l'opérateur espérance conditionnelle permet de calculer les anticipations sur les endogènes.

4. On utilise l'égalité $A^{-1} - (A + C)^{-1} = A^{-1} C (A + C)^{-1}$.

$$(17) \qquad \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, y_t = \lambda\, y_{t-1} + (1 - \lambda)\, \bar{y}_t$$

$$(18) \qquad \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, y_t = a\,(\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t) + g$$

et donc

$$(19) \qquad \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t = \frac{1}{a}\,[-\lambda\, y_{t-1} - (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + g] + \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t$$

En retranchant (17) et (18) au système (1) et en résolvant le système obtenu, on calcule les erreurs d'anticipation sur les endogènes.

$$(20) \quad \begin{cases} y_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, y_t = \dfrac{a\,b}{a+b}\,(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t) + \dfrac{b}{a+b}\,u_t + \dfrac{a}{a+b}\,v_t \\[2ex] p_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t = \dfrac{a}{a+b}\,(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t) + \dfrac{1}{a+b}\,u_t - \dfrac{1}{a+b}\,v_t \end{cases}$$

En remplaçant les anticipations par leur valeur, on obtient enfin la forme réduite équivalent de (10) :

$$(21) \quad \begin{cases} y_t = \lambda\, y_{t-1} + (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + \dfrac{a\,b}{a+b}\,(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t) + \dfrac{b}{a+b}\,u_t + \dfrac{a}{a+b} \\[2ex] p_t = \dfrac{1}{a}\,[-\lambda\, y_{t-1} - (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + g]\, \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t + \dfrac{a}{a+b}\,(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t) \\[2ex] \qquad + \dfrac{1}{a+b}\,u_t - \dfrac{1}{a+b} \end{cases}$$

On vérifie que le niveau anticipé de la masse monétaire n'influence que le niveau de prix, et ceci avec un coefficient de répercussion égal à un.

Introduisons maintenant la règle monétaire

$$(22) \qquad m_t = m_{t-1} + \theta - f\, y_{t-1} + \eta_t$$

θ représente le taux de croissance autonome de la masse monétaire mais on introduit par l'intermédiaire du coefficient f une volonté d'action contracyclique ; enfin η_t est l'innovation de la politique monétaire, c'est-à-dire un bruit blanc par nature imprévisible.

On obtient alors, si on ne s'intéresse qu'à l'évolution du produit, deux équations équivalentes aux relations (15) et (16) ci-dessus.

$$(23)\quad y_t = \left(\lambda + \frac{a\,b}{a+b} f\right) y_{t-1} + (1-\lambda)\,\bar{y}_t - \frac{a\,b}{a+b}\,\theta + \frac{a\,b}{a+b}\,(m - m_{-1}) + \frac{b}{a+b}\,u_t + \frac{a}{a+b}\,v_t$$

$$(24)\quad y_t = \lambda\, y_{t-1} + (1-\lambda)\,\bar{y}_t + \frac{a\,b}{a+b}\,\eta_t + \frac{b}{a+b}\,u_t + \frac{a}{a+b}\,v_t$$

Cette dernière relation met en évidence l'inefficacité d'une politique monétaire systématique. Les paramètres θ et f de la règle (22) de politique monétaire n'ont aucune influence sur le processus suivi par la production. Ce processus d'ajustement au taux naturel n'est perturbé que par les aléas imprévisibles u, v et η. La raison en est que tout changement prévisible de la masse monétaire est incorporé immédiatement dans les anticipations de prix puisque celles-ci sont formées rationnellement sur la base d'une connaissance par les agents des règles suivies par la politique économique et plus généralement du modèle complet de l'économie. Ce modèle étant doté de propriétés fortes d'homogénéité, cette politique monétaire prévisible n'a pas d'effet. Par contre, une politique monétaire imprévisible représentée par l'innovation η a des effets mais qui sont bien sûr imprévisibles.

La « critique de Lucas » consiste à opposer la relation fondamentale (24) à la relation trompeuse (23). Dans un environnement stochastique stationnaire et notamment si les autorités monétaires appliquent une règle constante de politique monétaire, des économètres ignorant le vrai modèle de l'économie et la règle suivie par les autorités monétaires pourront être amenés à estimer un modèle tel que (23). C'est là, selon Lucas, la pratique habituelle des constructeurs de modèles macroéconométriques qui se contentent de relier l'évolution des endogènes à celle des exogènes. Cette estimation donnera de bons résultats [5], mais les économètres ne se rendront pas compte que les coefficients obtenus sont en fait dépendants des paramètres (θ et f) de la règle de politique économique : en particulier le terme constant de (23) dépend de θ. Le modèle (23) est donc inutilisable pour évaluer des variantes de politique économique. Il invite à pratiquer une politique monétaire plus expansionniste pour stimuler la production. Mais la mise en œuvre de cette idée ou plus précisément un changement de règle de politique économique change les coefficients du modèle (23). Et comme le montre le modèle (24), elle n'a aucun effet. Le modèle (23) est donc fallacieux.

5. Les résidus de l'équation (23) ne sont pas autocorrélés.

Seul (24) est un véritable modèle « structurel » au sens où ses coefficients sont invariants par rapport aux changements de politique économique.

L'accusation formulée par Lucas est donc que la plupart des modèles macro-économétriques ne sont pas « structurels ». Leur utilisation pour l'évaluation de la politique économique est fallacieuse et l'utilisation de modèles structurels démontrerait sans doute l'inefficacité générale des politiques économiques.

Dans le cas présent, cette « critique de Lucas » ne s'applique pas seulement à la forme réduite (23), c'est-à-dire à la relation monnaie-production. On peut montrer qu'elle vaut également pour la « courbe de Phillips » susceptible d'être extraite du modèle, c'est-à-dire pour la relation inflation-production. Reprenons en effet la courbe d'offre du modèle (1) en distinguant inflation effective et inflation anticipée.

$$(25) \qquad y_t = b\,(p_t - p_{t-1}) - b\,(\underset{t-1}{\mathrm{E}}\,p_t - p_{t-1}) + \lambda\, y_{t-1} + (1-\lambda)\,\bar{y}_t + v_t$$

Nous supposons maintenant que les autorités ont adopté une règle de constance du taux de croissance de la masse monétaire.

$$m_t = m_{t-1} + \theta + \eta_t$$

On peut alors utiliser la fonction de demande du modèle pour exprimer l'inflation anticipée et obtenir finalement la relation suivante entre produit et inflation effective.

$$(26) \quad y_t = b\,(p_t - p_{t-1}) - b\,\theta + \frac{b}{a}(1-\lambda)\,(\bar{y}_t - y_{t-1}) + \lambda\, y_{t-1} + (1-\lambda)\,\bar{y}_t + \frac{b}{a}\,u_{t-1} + v_t$$

Là encore si les autorités maintiennent constant le rythme de croissance de la masse monétaire pendant une durée assez longue, les économètres risquent d'estimer avec succès une relation telle que (26) et donc de croire que l'inflation effective influence le niveau de production, alors qu'en réalité (25) montre que seule l'inflation non anticipée exerce une influence. Mais une élévation du rythme d'émission monétaire en modifiant le terme constant de l'équation (26) devrait faire apparaître l'instabilité de ce type de relation.

Si nous revenons maintenant au modèle général de la section précédente, nous constatons que la possibilité de définir une forme réduite

structurelle (24) tient à l'absence de prise en compte d'une politique budgétaire ou fiscale. En général, comme le montre (16), l'influence des paramètres de ce dernier type de politique ne peut être éliminée. La non-exogénéité des coefficients d'une forme réduite est donc la règle générale. Comme nous le verrons plus loin, cela ne signifie pas qu'il soit impossible d'estimer convenablement le modèle structurel, mais seulement que les procédures habituelles doivent être révisées pour tenir compte de la critique de Lucas.

LES FONDEMENTS DE LA NOUVELLE ECONOMIE CLASSIQUE

En tentant maintenant de préciser les fondements théoriques des modèles que nous venons d'étudier, nous serons paradoxalement amené à constater qu'un modèle satisfaisant ne saurait rentrer exactement dans cette catégorie. Le modèle formel général et le modèle simplifié de la première section permettent de transmettre de façon adéquate la vision générale des nouveaux classiques. Ils ne doivent pas être pris au pied de la lettre : aucun modèle plausible ne remplit les conditions strictes de super-homogénéité que nous avons imposées.

Après avoir rappelé brièvement les fondements traditionnels de la courbe d'offre, nous introduisons une modélisation plus satisfaisante du bloc demande en explicitant une courbe IS et une courbe LM. Les propriétés du modèle ainsi obtenu seront alors confrontées à celles du modèle simplifié.

L'interprétation d'équilibre de la courbe d'offre

L'idée selon laquelle seules les variations non anticipées des prix influencent l'offre remonte indubitablement à Friedman et à son analyse critique de la courbe de Phillips. Mais c'est à Lucas [1972, 1973] que l'on doit une présentation claire de cette idée dans le cadre d'un modèle d'équilibre avec information imparfaite. Nous ne présentons ici qu'une version extrêmement simplifiée de ce type de modèle, en explicitant l'équilibre d'un marché du travail sur lequel sont confrontées une de-

mande de travail fonction du salaire réel effectif et une offre de travail sensible à un salaire réel anticipé, car les travailleurs sont supposés ne pas connaître instantanément le niveau général des prix [6].

Si l'on choisit une fonction de production puissance, l'offre notionnelle de bien dépend linéairement du salaire réel (si toutes les variables sont en logarithmes) :

$$y_t = \alpha + \beta\,(p_t - w_t) \tag{27}$$

Le niveau de production associé au plein emploi de l'offre de travail est supposé être une fonction linéaire du salaire réel anticipé

$$y_t = \gamma + \delta\,(w_t - p^e_t) = \gamma + \delta\,(w_t - p_t) + \delta\,(p_t - p^e_t) \tag{28}$$

L'hypothèse d'équilibre du marché du travail permet d'éliminer w_t entre ces deux équations et d'obtenir la fonction d'offre globale.

$$y_t = \frac{\beta\,\delta}{\beta + \delta}\,(p_t - p^e_t) + \frac{\alpha\,\delta + \beta\,\gamma}{\beta + \delta} \tag{29}$$

Pour obtenir la fonction d'offre du modèle (1), il convient encore de justifier la présence d'un terme autorégressif. Ceci est fait en invoquant la présence de coûts d'ajustement. Formellement, on suppose que l'offre instantanée de bien est régie par un processus d'adaptation au niveau désiré. (27) est donc remplacé par

$$y_t = \mu\,[\alpha + \beta\,(p_t - w_t)] + (1 - \mu)\,y_{t-1} \tag{30}$$

et (29) devient :

$$y_t = \mu\,\frac{\beta\,\delta}{\delta + \mu\,\beta}\,(p_t - p^e_t) + \frac{(1 - \mu)\,\delta}{\delta + \mu\,\beta}\,y_{t-1} + \left(1 - \frac{(1 - \mu)\,\delta}{\delta + \mu\,\beta}\right)\frac{\alpha\,\delta + \beta\,\gamma}{\beta + \delta} \tag{31}$$

En définissant de façon adéquate le niveau normal de production, supposé ici constant et en ajoutant un terme aléatoire, on retrouve bien l'équation du modèle (1).

6. L'asymétrie d'information ainsi introduite, à la suite de Friedman, entre travailleurs et entreprises ne joue en fait qu'un rôle secondaire chez les nouveaux classiques où l'asymétrie fondamentale oppose grandeurs locales et grandeurs globales et affecte de la même façon travailleurs et entreprises : voir Lucas [1973] et Barro [1976].

Cet usage des coûts d'ajustement mérite d'être commenté. Il s'agit depuis un article ancien de Lucas [1967] d'un élément essentiel de l'idée que se font les nouveaux classiques de la dynamique réelle de l'économie. C'est cet élément qui est invoqué pour justifier la « persistance » des déséquilibres, c'est-à-dire l'autocorrélation des niveaux de production ou de chômage ; en son absence on ne prédirait que des fluctuations purement aléatoires du niveau de la production autour de son niveau naturel.

Un modèle IS-LM

Nous étudions ici un modèle plus satisfaisant où la courbe de demande est dérivée d'équations IS et LM.

$$(32) \qquad y_t = e + h\,(m_t - p_t) - k\,(i_t - \pi^e_{t+1}) + u'_t \quad \text{(IS)}$$

$$(33) \qquad m_t - p_t = j\,y_t - n\,i_t + u''_t \quad \text{(LM)}$$

C'est le taux d'intérêt réel anticipé

$$i_t - \pi^e_{t+1} = i_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,(p_{t+1} - p_t)$$

qui intervient dans la courbe IS et le taux d'intérêt nominal dans la courbe LM [7].

L'élimination du taux d'intérêt fournit l'équation de demande globale :

$$y_t = \frac{n\,h + k}{n + k\,j}\,(m_t - p_t) + \frac{n\,e}{n + k\,j} + \frac{n\,k}{n + k\,j}\,\pi^e_{t+1} + \frac{n\,u'_t - k\,u''_t}{n + k\,j}$$

La nouveauté par rapport au modèle (1) est la présence du taux d'inflation anticipé.

Nous étudions donc le nouveau modèle suivant

$$(34) \quad \begin{cases} y_t = b\,(p_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,p_t) + \lambda\,y_{t-1} + (1-\lambda)\,\bar{y}_t + v_t \\ y_t = a\,(m_t - p_t) + g + d\,\underset{t-1}{\mathrm{E}}\,(p_{t+1} - p_t) + u_t \end{cases}$$

7. Remarquons qu'intervient maintenant une anticipation portant sur une période ultérieure (période $t + 1$). Le modèle n'est donc plus du type du modèle (2) ci-dessus. Nous reviendrons plus tard sur ce point.

L'application de l'opérateur espérance conditionnelle permet de calculer les anticipations sur les endogènes :

(35) $$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, y_t = \lambda\, y_{t-1} + (1 - \lambda)\, \bar{y}_t$$

(36) $$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, y_t = a\,(\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t) + g + d\,(\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_{t+1} - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t)$$

et donc

(37) $$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t = \frac{1}{a + d}\left[- \lambda\, y_{t-1} - (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + g + d\, \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_{t+1}\right] + \frac{a}{a + d}\, \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t$$

En retranchant (35) et (36) au système (34) et en résolvant le système obtenu, on calcule les erreurs d'anticipation sur les endogènes et l'on vérifie que l'on retrouve les formules (20) du modèle simplifié. En remplaçant les anticipations par leur valeur, on obtient la forme réduite du système.

(38) $$\begin{cases} y_t = \lambda\, y_{t-1} + (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + \dfrac{a\, b}{a + b}\,(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t) + \dfrac{b}{a + b}\, u_t + \dfrac{a}{a + b} \\ p_t = \dfrac{1}{a + d}\left[- \lambda\, y_{t-1} - (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + g\right] + \dfrac{d}{a + d}\, \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_{t+1} + \dfrac{a}{a + d}\, \underset{t-1}{\mathrm{E}} \\ \qquad + \dfrac{a}{a + b}\,(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, m_t) + \dfrac{1}{a + b}\, u_t - \dfrac{1}{a + b} \end{cases}$$

On retrouve dans ce modèle plus complet la même équation d'évolution pour y_t que dans le modèle simplifié (cf. (21)). La propriété d'inefficacité de la politique monétaire est donc toujours valable. Seule l'évolution du niveau de prix est influencée par la composante anticipée de la masse monétaire.

Pourtant, la similitude entre le modèle simplifié et le modèle complet est largement trompeuse. C'est ce que nous allons expliciter dans les paragraphes suivants.

L'absence de super-neutralité d'un modèle plausible

Le modèle complet (34), comme ses constituants (32) et (33), ne jouissent pas de la propriété de super-homogénéité identifiée dans la première section (cf. (5)). Ce modèle ne peut donc être réduit à un ensemble de relations entre variables purement réelles. Il en irait de même à vrai dire de pratiquement tout modèle plausible car ceci tient tout simplement au phénomène incontournable de taxe inflationniste sur les encaisses monétaires. Le taux de rendement nominal de la monnaie étant fixé institutionnellement à une valeur nulle, l'inflation même anticipée modifie la différence de rendement entre l'actif-monnaie et les actifs réels. On doit donc s'attendre, a priori, à ce que la politique monétaire, même anticipée, ait des conséquences réelles.

En fait, il en va bien ainsi dans le modèle complet (34). L'évolution de l'encaisse réelle et implicitement du taux d'intérêt réel est influencée par la politique monétaire anticipée. Il se trouve simplement que, dans le modèle considéré, ceci n'a pas d'incidence sur le niveau de production. Il faut pourtant admettre que la répartition de cette production entre consommation et investissement est modifiée. Dans un modèle réellement dynamique avec accumulation du capital, ceci devrait influencer l'évolution de la production normale si on interprète celle-ci comme un niveau de capacité. A terme donc, sinon instantanément, la politique monétaire anticipée modifie la trajectoire du niveau de production.

On peut ainsi construire un modèle à la Sargent-Wallace incorporant le capital et retrouver la substance des modèles monétaires de croissance étudiés notamment par Tobin [8]. Le résultat est que la monnaie n'est pas super-neutre : la politique monétaire affecte aussi bien l'état stationnaire atteint à long terme que le sentier y menant.

Esquissons un modèle de ce type. Il suffit de compléter le modèle précédent par une équation exprimant l'évolution de la capacité de production $\bar{y}_t$, en fonction d'un taux de dépréciation μ et du taux d'intérêt réel, en traduisant ainsi l'influence de l'investissement. Nous reprenons donc le modèle IS-LM (32), (33), ainsi que la fonction d'offre pour obtenir le modèle suivant :

$$(39) \quad \begin{cases} y_t = e + h\,(m_t - p_t) - k\,(i_t - \pi^e_{t+1}) + u'_t \\ m_t - p_t = j\,y_t - n\,i_t \\ y_t = b\,(p_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,p_t) + \lambda\,y_{t-1} + (1-\lambda)\,\bar{y}_t + v_t \\ \bar{y}_t = (1-\mu)\,\bar{y}_{t-1} - s\,(i_{t-1} - \pi^e_t) \end{cases}$$

8. Cf. Sargent-Wallace [1975] et Mc Callum [1980]

Les trois premières équations sont équivalentes au modèle (34) et comme la capacité de production est prédéterminée ($\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ \bar{y}_t = \bar{y}_t$) l'étude du modèle (34) reste valable. On a donc selon (38)

$$(40) \quad y_t = \lambda\, y_{t-1} + (1 - \lambda)\, \bar{y}_t + \frac{a\, b}{a + b}(m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\ m_t) + \frac{b}{a + b} u_t + \frac{a}{a + b} v_t$$

D'autre part, l'élimination du taux d'intérêt réel entre la première et la dernière équation de (39) fournit :

$$(41) \quad \bar{y}_t = (1 - \mu)\, \bar{y}_{t-1} + \frac{s}{k} y_{t-1} - \frac{s\, e}{k} - \frac{s\, h}{k}(m_{t-1} - p_{t-1}) - \frac{s}{k} u'_{t-1}$$

Ceci suffit pour mettre en évidence l'influence de la politique monétaire même anticipée. Elle modifie en effet l'encaisse réelle (et le taux d'intérêt réel) et comme le montre (41) ceci influence avec un retard d'une période l'évolution des capacités qui influence elle-même l'évolution du niveau effectif de production [9].

Le seul cas où la monnaie est super-neutre dans un tel modèle est celui où il n'y a pas d'effet d'encaisse réelle dans la consommation, c'est-à-dire où le coefficient h est nul. (41) devient alors :

$$(42) \quad \bar{y}_t = (1 - \mu)\, \bar{y}_{t-1} + \frac{s}{k} y_{t-1} - \frac{s\, e}{k} - \frac{s}{k} u'_{t-1}$$

L'évolution de y_t et $\bar{y}_t$ est dictée par le système (40), (42) et n'est visiblement influencée que par les résidus u', u'', v et $\eta_t = m_t - \underset{t-1}{\mathrm{E}}\ m_t$. L'encaisse réelle est affectée par la politique monétaire sans que cela ait des conséquences sur le niveau réel du taux d'intérêt ni sur l'accumulation du capital. L'investissement en effet est égal à une épargne déterminée directement par le niveau du revenu et insensible aux phénomènes monétaires. C'est donc seulement dans le cas très particulier d'une absence d'effet d'encaisse réelle dans la consommation que la politique monétaire anticipée se révèle super-neutre [10].

Nous conclurons cette discussion en concédant que sa portée pratique est limitée. Si d'un point de vue théorique l'absence de super-

9. L'équation (41) montre aussi que, de façon évidente, les chocs u'_t ont une influence persistante sur la capacité de production.

10. Ce cas particulier correspond dans un modèle intertemporel d'optimisation au cas où la fonction d'utilité est séparable par rapport à la monnaie. Cf. par exemple d'Autume-Michel [1985].

neutralité de la monnaie doit être considérée comme la règle, à cause de la présence de la taxe inflationniste, ce n'est guère ce type de phénomène que l'on entend analyser lorsqu'on s'intéresse à la réponse de court terme d'une économie à des chocs monétaires.

Ceci nous amènera dans une section ultérieure à mettre plutôt l'accent sur les processus d'ajustement des prix et salaires nominaux dans une économie en déséquilibre. La problématique de la section 1 et le modèle formel général qui y ont été développés retrouveront alors leur intérêt.

La multiplicité des solutions dans un modèle plausible

Une deuxième différence de nature entre le modèle simplifié (1) et le modèle complet (34) est que ce dernier incorpore des anticipations concernant une période future et non plus seulement la période courante. L'équation de prix de la forme réduite du modèle présente alors une caractéristique nouvelle (cf. (38)) : elle fait dépendre le prix courant de son anticipation pour la date ultérieure. Il est intuitif que ceci implique l'existence d'une infinité de solutions. A priori, le sentier suivi par les prix en présence d'anticipations rationnelles est indéterminé. Dans un modèle plus général, cette indétermination s'étendrait à l'évolution des variables réelles.

On peut pourtant montrer que dans les modèles les plus fréquents une seule des solutions possède la propriété de ne pas être explosive. C'est cette solution « fondamentale » que l'on sélectionne alors comme représentative du fonctionnement rationnel de l'économie, sans que les raisons de choix soient d'ailleurs totalement claires. Nous ne poursuivons pas l'étude de ce problème et nous nous contentons de renvoyer à l'article de Gourieroux, Laffont, Montfort [1982] qui présente une vue d'ensemble de ces questions.

Le modèle avec anticipation adaptatives

Pour évaluer la portée de l'hypothèse d'anticipations rationnelles, il est bon d'examiner ce que deviennent les modèles précédents lorsqu'on suppose que les anticipations sont formées par un processus adaptatif ou plus généralement par n'importe quelle formule d'extrapolation. Cet article nous permettra de retrouver la substance du monétarisme traditionnel.

Nous reprenons donc le modèle (1) en substituant l'hypothèse d'anticipations adaptatives à celle d'anticipations rationnelles.

$$(43)\quad \begin{cases} y_t = b\,(\pi_t - \pi^e_t) + \lambda\, y_{t-1} + (1-\lambda)\ \bar{y}_t + v_t \\ \pi^e_t - \pi^e_{t-1} = (1-\beta)\ (\pi_{t-1} - \pi^e_{t-1}) \\ y_t = a\,(m_t - p_t) + g + u_t \\ \text{avec } \pi_t = p_t - p_{t-1} \end{cases}$$

La résolution du système, par exemple en utilisant l'opérateur retard, permet d'obtenir l'équation d'évolution du revenu.

$$(44)\quad [a\,(1-\lambda\,L)\,(1-\beta\,L) + b\,(1-L)^2]\ y_t = a\,(1-\lambda)\,(1-\beta\,L)\ \bar{y}_t + a\,b\,(1-L)^2\ m_t + a\,(1-\beta\,L)\ v_t + b\,(1-L)^2\ u_t$$

c'est-à-dire de façon explicite :

$$(45)\quad (a+b)\ y_t - [a\,(\lambda+\beta) + 2\,b]\ y_{t-1} + (a\,\lambda\,\beta + b)\ y_{t-2} = a\,(1-\lambda)\ \bar{y}_t - a\,(1-\lambda)\ \beta\,\bar{y}_{t-1} + a\,b\,(m_t - 2\,m_{t-1} + m_{t-2}) + a\,v_t - a\,\beta\,v_{t-1} + b\,(u_t - 2\,u_{t-1} + u_{t-2})$$

Cette relation doit être comparée à la relation (21) ou (38) obtenue dans le cas d'anticipations rationnelles. La politique monétaire est maintenant efficace. Plus précisément un choc monétaire a des effets sur le revenu qui se font sentir avec une structure complexe de retards tenant à la fois au délai d'ajustement des anticipations et au délai « réel »

d'ajustement du produit. Pourtant à long terme, si l'on suppose que le niveau normal $\bar{y}_t$ est constant et que le taux de croissance de la masse monétaire est également constant, la formule (44) montre que la moyenne de y_t tend vers le niveau normal $\bar{y}$. Le modèle décrit donc un niveau de revenu qui gravite autour de son niveau naturel : il incarne bien l'esprit du monétarisme traditionnel à la Friedman.

Cette ressemblance peut être explicitée aisément en simplifiant le modèle (43) par la suppression [11] des coûts d'ajustement ($\lambda = 0$) et des résidus, par l'hypothèse de constance du niveau normal, et — pour permettre une analyse graphique rigoureuse — par le passage en temps continu [12].

$$(46) \quad \begin{cases} y_t = b\,(\pi_t - \pi^e_t) + \bar{y} \\ \dot{\pi}^e_t = (1 - \beta)\,(\pi_t - \pi^e_t) \\ y_t = a\,(m_t - p_t) + g \\ \text{avec } \pi_t = \dot{p}_t \end{cases}$$

Si l'on suppose un taux de croissance constant de la masse monétaire ($\dot{m}_t = \theta$) on obtient les deux relations suivantes, susceptibles d'être représentées graphiquement

$$(47) \quad \begin{cases} \dot{y} = a\,(\theta - \pi) \\ \dot{\pi} = \dfrac{1 - \beta}{b}\,(y - \bar{y}) + \dfrac{a}{b}\,(\theta - \pi) \end{cases}$$

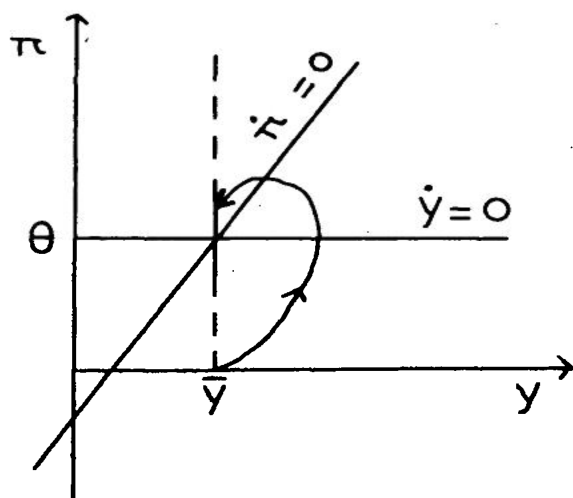
En partant du niveau naturel de production et de chômage et d'une situation à inflation nulle, le passage à un taux d'expansion positif de la masse monétaire permet d'élever provisoirement le niveau de production au-dessus du niveau naturel tant que l'inflation effective prend de vitesse les anticipations [13].

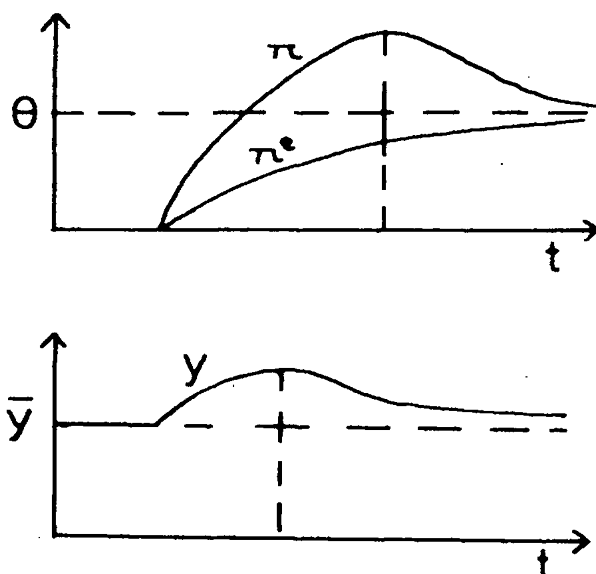
11. La persistance est maintenant assurée par la seule inertie des anticipations adaptatives.

12. Un point sur une variable désigne sa dérivée par rapport au temps. S'agissant de logarithmes on obtient ainsi des taux de croissance.

13. Le jacobien du système (47) est $\begin{pmatrix} 0 & -a \\ \dfrac{1-\beta}{b} & -\dfrac{a}{b} \end{pmatrix}$

Sa trace est négative et son déterminant positif ; le système est donc stable. Si $a - 4\,b\,(1 - \beta) > 0$ les valeurs propres sont réelles et il n'y a pas d'oscillations, ce que nous supposons.





La politique économique comme contrôle optimal et la critique du monétarisme traditionnel

Dans un modèle dynamique stochastique tel que (43), où les anticipations sont supposées être formées selon une règle fixe, la politique économique peut être conçue naturellement comme un exercice de contrôle optimal.

Le traitement le plus général consiste à définir une fonction-objectif intertemporelle sur un horizon déterminé (fini ou infini) et à maximiser son espérance (cf. Chow [1975] ou Buiter [1981]). Une méthode plus simple revient à ne s'intéresser qu'aux caractéristiques stochastiques des états stationnaires en définissant sur ceux-ci une fonction-objectif (cf. Sargent-Wallace [1976] et Sargent [1979, chap. XV]).

De façon encore plus simple, on constate que dans le modèle (44) ou (45) il suffit que les autorités, ayant à décider du niveau de la masse monétaire m_t sur la base des informations de la période précédente, choisissent un niveau tel que :

$$(48) \qquad a\,b\,m_t = (a\,\lambda + b)\,\bar{y}_t + a\,(1 - \lambda)\,\beta\,\bar{y}_{t-1} - [a\,(\lambda + \beta) + 2\,b]\,y_{t-1} + (a\,\lambda\,\beta + b)\,y_{t-2} + a\,b\,(2\,m_{t-1} - m_{t-2}) + a\,\beta\,v_{t-1} + 2\,b\,u_{t-1} - b\,u_{t-2}$$

pour obtenir

$$(a + b)\, y_t = (a + b)\, \bar{y}_t + a\, v_t + b\, u_t$$

et donc

$$E\,(y_t) = \bar{y}_t$$

$$V\,(y_t) = \left(\frac{a}{a + b}\right)^2 V\,(v) + \left(\frac{b}{a + b}\right)^2 V\,(u)$$

Ainsi si les autorités connaissent le modèle de l'économie et le mode de formation des anticipations, elles peuvent théoriquement assurer qu'à chaque période le produit soit en moyenne égal au niveau naturel, éliminant ainsi toute autocorrélation pour ne laisser subsister qu'une variance incompressible [14] liée aux aléas *courants* et fonction des variances $V\,(u)$ et $V\,(v)$ de ces aléas. Pour ce faire, elles doivent disposer d'une information complète sur le passé, l'observation des variables endogènes passées leur ayant permis de calculer les niveaux des résidus passés.

Ce type de modélisation caractérise donc assez bien la conception keynésienne de la politique économique : même dans un environnement stochastique caractérisé par une tendance à long terme vers le taux naturel, l'Etat peut et doit intervenir pour stabiliser l'économie [15]. Le caractère complexe de la règle (48) ne fait que refléter le doigté requis dans les interventions de l'Etat et la nécessité pour lui d'utiliser toute l'information disponible. On peut ajouter que la remarque friedmanienne selon laquelle les délais d'action des politiques économiques sont « longs et incertains » ne suffit pas à mettre en cause ce résultat. Aussi imparfaite que soit l'information, les règles de politique économique « en boucle fermée », c'est-à-dire utilisant toute l'information disponible, sont toujours préférables aux règles « en boucle ouverte » à la Friedman [16].

Ainsi c'est bien l'hypothèse d'anticipations rationnelles qui est requise pour une critique radicale de l'utilité des politiques économiques. Le but que Friedman s'était fixé n'est réellement atteint que par Lucas et Sargent.

14. Le choix d'un autre instrument que la masse monétaire (par exemple le taux d'intérêt) pourrait dans certains cas réduire cette variante résiduelle. Cf. à ce sujet l'analyse célèbre de Poole [1970] ainsi que Champsaur-Mélitz [1982].
15. Selon la formule célèbre de Modigliani [1977].
16. Cf. Buiter [1981].

DESEQUILIBRE, HOMOGENEITE ET EFFICACITE DES POLITIOUES ECONOMIQUES

L'analyse des sections précédentes reposait sur une hypothèse d'équilibre : les prix supposés parfaitement flexibles assuraient l'équilibre instantané des marchés. Les seuls « déséquilibres » tenaient, d'une part, à des écarts entre niveaux effectifs et désirés de variables réelles, dus à l'existence de coûts d'ajustement, et, d'autre part, à des erreurs d'anticipation. Qu'advient-il lorsqu'on introduit des déséquilibres au sens plus précis du terme, c'est-à-dire des écarts entre offres et demandes liés à une certaine rigidité des prix ? L'intuition première est que cet ancrage nominal historique restitue son efficacité à la politique monétaire. Nous constaterons pourtant que cette idée simple est susceptible d'être contestée et que nous retrouverons la problématique de la première section : le vrai problème est celui des propriétés de superhomogénéité du modèle.

L'interprétation de déséquilibre de la courbe d'offre

Nous avons développé ci-dessus (p. 253) une interprétation de la courbe d'offre du modèle simplifié reposant sur l'explicitation d'un marché du travail en équilibre, dans un contexte d'information imparfaite des offreurs de travail. L'examen d'un modèle avec déséquilibre sur le marché du travail, où les salaires nominaux évoluent selon une courbe de Phillips « augmentée » des anticipations, peut fournir une interprétation alternative de la courbe d'offre.

Le marché des biens est supposé en équilibre et les producteurs non contraints. L'emploi est égal à la demande notionnelle de travail et la production à l'offre notionnelle de biens (cf. 27). Sur le marché du travail, le salaire nominal évolue en fonction de l'évolution anticipée des prix et de l'excès de demande de travail ou alternativement de l'écart entre production effective et production de plein emploi $\bar{y}$ supposée pour simplifier exogène et constante.

$$(49) \quad \begin{cases} y_t = \alpha + \beta\,(p_t - w_t) \\ w_t - w_{t-1} = \underset{t-1}{\mathrm{E}}\, p_t - p_{t-1} + \gamma\,(y_{t-1} - \bar{y}) + \varepsilon_t \end{cases}$$

L'élimination de la variable w conduit à la relation suivante qui n'est autre que la fonction d'offre du modèle (1).

$$y_t = \beta\,(p_t - \underset{t-1}{E}\,p_t) + (1 - \beta\,\gamma)\,y_{t-1} + \beta\,\gamma\,\bar{y} - \beta\,\varepsilon_t \tag{50}$$

On retrouve ici une problématique connue depuis longtemps. La résolution d'un modèle IS-LM à prix flexible mais à salaire nominal rigide se ramène à la confrontation d'une courbe d'offre et d'une courbe de demande dans le plan prix-production. Mais cette forme réduite d'un modèle de déséquilibre est indistinguable d'un modèle d'équilibre. En outre, l'hypothèse d'absence d'illusion monétaire dans l'équation de Phillips, c'est-à-dire la super-homogénéité du modèle (49) garantit, selon l'analyse de la première section, la neutralité à court terme de la monnaie.

Modèles avec écart entre prix désiré et prix effectif

Il s'agit ici d'étudier des modèles où la rigidité partielle des prix est expliquée par un ajustement progressif au prix d'équilibre ; ce caractère progressif tient à la présence de coûts d'ajustement dont la nature précise n'est pas spécifiée [17].

Considérons en premier lieu le modèle suivant :

$$(51)\quad \begin{cases} y_t = a\,(m_t - p_t) + g + u_t \\ y^s_t = \bar{y} + v_t \\ p_t - p_{t-1} = \gamma\,(\underset{t-1}{E}\,\bar{p}_t - p_{t-1}) \\ \bar{y}_t + v_t = a\,(m_t - \bar{p}_t) + g + u_t \end{cases}$$

La courbe de demande est celle du modèle (1). On élimine, a priori, le caractère autorégressif et l'effet de surprise de la fonction d'offre. Le prix s'ajuste avec inertie au niveau anticipé de prix d'équilibre. Le prix d'équilibre $\bar{p}_t$ est celui qui assurerait l'équilibre entre offre et demande : il est défini par la dernière égalité du système. Notons que nous avons supposé que le produit effectif y_t est toujours égal à la

17. Des modèles de ce type ont été développés notamment par Mc Callum. Cf., par exemple, Mc Callum [1980] ainsi que Hénin-Zylberberg [1983].

demande. Supposer au contraire qu'il est égal au minimum de l'offre et de la demande comme dans les modèles usuels de déséquilibre ne changerait rien d'essentiel.

Soulignons que la règle d'ajustement des prix peut être qualifiée de règle d'ajustement *ex ante*. Les prix de la période t sont déterminés antérieurement aux quantités de cette période et d'après la règle de prix de (51) on a :

$$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ p_t = p_t \qquad (52)$$

On peut montrer, d'autre part, que cet ajustement des prix en fonction de l'écart à un prix désiré est équivalent à un ajustement en fonction de l'excès de demande anticipée. On déduit en effet de (51) et (52).

$$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ y_t = a\ \underset{t-1}{\mathrm{E}}\ m_t - a\ p_t + g$$

$$\bar{y}_t = a\ \underset{t-1}{\mathrm{E}}\ m_t - a\ \underset{t-1}{\mathrm{E}}\ \bar{p}_t + g$$

et donc :

$$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ y_t - \bar{y}_t = a\ (\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ \bar{p}_t - p_t)$$

Or la règle d'ajustement des prix peut s'écrire

$$(1 - \gamma)\ (p_t - p_{t-1}) = \gamma\ (\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ \bar{p}_t - p_t)$$

Ce qui conduit à :

$$p_t - p_{t-1} = \frac{\gamma}{(1 - \gamma)\ a}\ (\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ y_t - \bar{y}_t) \qquad (53)$$

On retrouve ainsi une équation de prix plus traditionnelle. Le modèle est alors aisément résolu et l'on obtient :

$$y_t = a\ (m_t - p_{t-1}) - a\ \gamma\ (\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ m_t - p_{t-1}) + \gamma\ \bar{y}_t + u_t \qquad (54)$$

La politique monétaire anticipée est efficace dès lors que le coefficient d'ajustement γ est différent de 1, c'est-à-dire dès lors que l'ajustement au prix désiré anticipé n'est pas instantané.

L'analyse de la section (1) permet aisément d'en comprendre la raison. L'équation de prix du modèle (51) ne respecte pas la condition (5) de super-homogénéité. L'ajustement progressif d'un niveau nominal de

prix traduit une illusion monétaire. Ceci est peut-être encore plus apparent sous la forme (53) où visiblement tout mécanisme d'indexation est absent.

Vérifions maintenant qu'on obtient des résultats analogues dans un modèle légèrement différent de (51), où les prix s'ajustent *ex post* en fonction de l'écart au prix d'équilibre $\bar{p}_t$ lui-même et non à sa valeur anticipée.

$$(55) \quad \begin{cases} y_t = a\,(m_t - p_t) + g + u_t \\ y^s_t = \bar{y}_t + v_t \\ p_t - p_{t-1} = \gamma\,(\bar{p}_t - p_{t-1}) \\ \bar{y}_t + v_t = a\,(m_t - \bar{p}_t) + g + u_t \end{cases}$$

On vérifie de nouveau l'équivalence avec une règle d'ajustement des prix en fonction de l'excès de demande. On a en effet :

$$y_t - y^s_t = a\,(\bar{p}_t - p_t)$$

et donc

$$(56) \quad p_t - p_{t-1} = \frac{\gamma}{(1-\gamma)\,a}\,(y_t - y^s_t)$$

La résolution du modèle conduit à :

$$(57) \quad y_t = a\,(1-\gamma)\,(m_t - p_{t-1}) + \gamma\,\bar{y}_t + (1-\gamma)\,u_t + \gamma\,v_t$$

La politique monétaire est efficace dès lors que γ est différent de l'unité. Encore une fois ceci était apparent dans le modèle (55) qui n'est pas super-homogène.

Il apparaît en définitive que la présence ou l'absence de neutralité de la monnaie n'a rien à voir avec le caractère prédéterminé ou non des prix. Les prix peuvent en effet avoir été fixés à l'avance mais en tenant compte d'anticipations rationnelles concernant d'autres variables nominales. Si cette fixation se fait sans illusion monétaire la propriété de neutralité de la monnaie subsiste.

Il en va ainsi si l'on suppose que $\gamma = 1$ dans le modèle (51) et donc que :

$$p_t = \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,\bar{p}_t$$

Il en va de même si l'on introduit comme MacCallum [1980] une courbe de Phillips sans illusion monétaire en écrivant par exemple :

$$(58) \qquad p_t - p_{t-1} = \delta\,(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,(\bar{p}_t - p_{t-1})$$

Ceci nous amène à réexaminer la question de l'indexation dans un modèle plus familier faisant intervenir simultanément une équation de prix et une équation de salaire.

Un modèle avec déséquilibre sur les marchés des biens et du travail

Nous retrouvons ici un contexte macro-économique plus habituel en explicitant le marché du travail et en supposant maintenant, contrairement à l'analyse ci-dessus (p. 264), que les marchés du travail et des biens sont simultanément en déséquilibre.

Il nous faut donc être plus explicite que précédemment et distinguer deux indicateurs de tension : $\bar{y}_t$ correspond dorénavant au plein emploi des capacités de production et y^0_t au plein emploi de la force de travail. En distinguant π^e_t, taux de croissance anticipé du prix et π^e_{wt}, taux de croissance anticipé des salaires nominaux, nous retenons la formulation traditionnelle des règles d'ajustement des salaires et prix.

$$(59) \qquad \begin{cases} w_t - w_{t-1} = \mu\,(y_{t-1} - y^0_{t-1}) + \pi^e_t + \varepsilon_t \\ p_t - p_{t-1} = \nu\,(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \pi^e_{wt} + \varepsilon'_t \end{cases}$$

Mais il apparaît immédiatement un problème : cette formulation à indexation parfaite, et à salaires et prix prédéterminés, est rendue incohérente par l'hypothèse d'anticipations rationnelles. En effet, si

$$\pi^e_t = \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,p_t - p_{t-1} \quad \text{et} \quad \pi^e_{wt} = \underset{t-1}{\mathrm{E}}\,w_t - w_{t-1}$$

(59) implique à la fois

$$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\,[(w_t - p_t) - (w_{t-1} - p_{t-1})] = \mu\,(y_{t-1} - y^0_{t-1}) + \varepsilon_t$$

et

$$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\,[(w_t - p_t) - (w_{t-1} - p_{t-1})] = \nu\,(\bar{y}_{t-1} - y_{t-1}) - \varepsilon'_t$$

c'est-à-dire deux relations contradictoires : si l'évolution anticipée du salaire réel est dictée par le degré d'utilisation des capacités, elle ne peut l'être par le niveau du chômage. Ce type de remarque a souvent été fait, parfois, pour laisser entendre qu'il était impossible de combiner l'hypothèse d'anticipations rationnelles avec celle de prix visqueux. Mais ce serait là une conclusion erronée.

Si les agents ne sont pas soumis à illusion monétaire, les ajustements de prix doivent porter sur des prix relatifs, par exemple sur le salaire réel. Il est bien clair qu'un même prix relatif ne peut être déterminé simultanément par deux équations différentes : si c'est le marchandage sur le marché du travail qui détermine l'évolution du salaire réel, ce ne peut être simultanément le marchandage censé se dérouler indépendamment sur le marché des biens. Mais il est non moins clair que le salaire réel n'est pas le seul prix relatif pertinent dans un contexte d'absence d'illusion monétaire. La monnaie est présente et utilisée dans l'économie. Les niveaux nominaux des prix et salaires doivent donc être appréciés non pas seulement dans leur relation réciproque mais égalemant dans leur relation avec le stock nominal de monnaie. Une façon simple de surmonter l'incohérence du système (59) est donc de supposer que les salaires nominaux et les prix sont partiellement indexés sur la croissance anticipée de la masse monétaire.

$$(60) \quad \begin{cases} w_t - w_{t-1} = \mu\,(y_{t-1} - y^0{}_{t-1}) + \alpha\,\pi^e{}_t + (1 - \alpha)\,(m^e{}_t - m_{t-1}) + \varepsilon_t \\ p_t - p_{t-1} = \nu\,(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \beta\,\pi^e{}_{wt} + (1 - \beta)\,(m^e{}_t - m_{t-1}) + \varepsilon'_t \end{cases}$$

Il est clair qu'un tel modèle conserve la propriété de neutralité de la monnaie.

Nous concluons donc ce paragraphe sur une idée toute simple. Le déséquilibre en lui-même ne suffit pas à impliquer la non-neutralité de la monnaie. Un modèle peut faire place à des comportements de marchandage, à des conflits de répartition, c'est-à-dire en définitive à ce qu'on désigne sous le terme de rapports de force. Si les agents ne sont soumis à aucune illusion monétaire, ces rapports ne doivent concerner que des grandeurs réelles et la politique monétaire sera neutre si les anticipations sont rationnelles.

EN GUISE DE BILAN CRITIQUE DE LA THEORIE DES NOUVEAUX CLASSIQUES

Les pages qui précèdent entendent offrir une présentation, non exhaustive mais suffisamment précise, de l'édifice théorique construit par les nouveaux classiques. Un bref bilan nous amènera tout naturellement à laisser surgir les critiques importantes qu'appelle à nos yeux cette construction.

La principale tient tout simplement à l'hypothèse d'équilibre maintenue par les nouveaux classiques. Vouloir rendre compte des fluctuations macro-économiques en l'absence de tout déséquilibre de marché relève du tour de force [18]. Cela implique qu'on s'appuie sur des phénomènes de substitution intertemporelle chez les offreurs de travail dont il est difficile de croire qu'ils aient l'ampleur suffisante. Cela force également à attribuer le premier rôle à l'hypothèse d'asymétrie d'information qui sous-tend la courbe d'offre de Lucas : elle vient remplacer les frictions que l'on a exclues par principe du fonctionnement des marchés. Or il est difficile d'admettre, si les conséquences réelles en étaient si importantes, que les agents ne trouveraient pas les moyens de la surmonter [19]. En bref, l'hypothèse d'asymétrie d'information est intéressante. Elle mérite d'être partie intégrante de l'explication de nombreux phénomènes économiques. Mais elle ne constitue pas la seule, ni même probablement la principale, cause des fluctuations économiques.

Que penser, par ailleurs, de la propriété de neutralité de la politique monétaire anticipée dont nous avons vérifié qu'elle était une conséquence inéluctable de l'absence d'illusion monétaire ? L'exception liée à la taxe inflationniste met en jeu des phénomènes importants mais ce ne sont guère eux qui peuvent expliquer la corrélation générale, dans les fluctuations économiques, entre grandeurs nominales et grandeurs réelles. L'analyse des nouveaux classiques sur ce point est claire : la corrélation est en fait entre grandeurs nominales *non anticipées* et grandeurs réelles ; il est donc exclu d'en user à des fins de politique économique. Sur les prémisses qu'elle se choisit l'analyse nous paraît convaincante.

18. Sans même parler du biais idéologique que cela implique.
19. L'existence concrète d'information économique sur les grandeurs économiques globales pose d'ailleurs quelques problèmes à la théorie. Voir, par exemple, Boschen-Grossman [1982].

Un changement purement nominal pleinement anticipé ne devrait avoir aucun effet [20]. Mais le problème de fond est de savoir si l'on peut distinguer aussi nettement que les nouveaux classiques changement anticipé et changement non anticipé· Ceci nous ramène à l'hypothèse d'antipations rationnelles elle-même. Là encore elle nous semble une hypothèse digne de considération mais nullement la condition *sine qua non* que voudraient en faire les nouveaux classiques. En particulier laisser entendre que l'on a montré que tout changement de règle de politique monétaire est nécessairement inefficace *dès le court terme* relève un peu de la mystification tant qu'on n'a pas expliqué comment les agents ont appris l'existence de la nouvelle règle, et y ont cru. Tout aussi bien peut-on considérer que la pertinence de l'hypothèse d'anticipations rationnelles n'est évidente que pour le long terme, dans un cadre stationnaire qui plus est.

Revenons enfin sur l'explication de la « persistance » des fluctuations économiques fournies par les nouveaux classiques. La première remarque, souvent faite par ces auteurs, est que cette persistance est compatible avec la présence de chocs exogènes prenant la forme de purs bruits blancs, dès lors que les comportements constituant le modèle incorporent quelque inertie.

Dans la macro-économie d'inspiration keynésienne, cette inertie est celle des prix et salaires et, en second lieu, celle des anticipations formées de manière adaptative. Lorsqu'on rejette ces deux sources d'inertie, on est amené à s'appuyer sur l'existence de coûts d'ajustement d'une part et sur la présence de stocks (capital fixe, stocks de biens produits) gardant la trace des chocs passés de l'autre. La question est de nouveau de savoir si ces mécanismes indiscutables parviennent à expliquer l'essentiel des phénomènes. Nous sommes, pour notre part, enclins à penser que ce n'est pas le cas. Il y a plus dans le cycle des affaires que l'expression de réponses retardées des capacités de production et du niveau d'emploi à des chocs purement exogènes et à des erreurs d'anticipation sur la politique monétaire.

20. On ne parle ici que d'un changement nominal purement homothétique. Il est bien connu qu'une politique monétaire anticipée ayant des effets redistributifs a des effets réels, comme en témoigne le vieux débat sur monnaie interne et monnaie externe.

L'INTEGRATION D'ANTICIPATIONS RATIONNELLES DANS LES MODELES MACRO-ECONOMETRIQUES

Il s'agit maintenant d'examiner la portée des théories que nous venons de passer en revue et en particulier de nous demander à quels infléchissements de la pratique actuelle des constructeurs de modèles macro-économétriques elles peuvent conduire. En nous fixant ce programme limité, nous prenons déjà parti contre les formes les plus extrêmes de la critique de Lucas par exemple lorsqu'elle est formulée de la façon suivante par Lucas et Sargent [1976] : « Les modèles macro-économiques modernes n'ont *aucune* valeur pour guider la politique économique et aucune des voies d'amélioration actuellement empruntées n'est susceptible de remédier à cet état de choses. » Nous serions plutôt prêt à adhérer au point de vue de Sims [1982] lorsqu'il réplique à la citation précédente en affirmant que « les modèles de grande taille existants sont utiles dans leur état actuel et l'on voit suggérer actuellement de nombreuses voies de recherche — pour la plupart non fondées sur les anticipations rationnelles — qui amélioreront ces modèles ». Ce dernier point de vue prend d'ailleurs toute sa valeur lorsqu'on sait qu'il émane de quelqu'un qui est aussi, mais sur d'autres positions, un critique vigoureux de la pratique macro-économique actuelle. L'axe de la critique de Sims [1972, 1980] est que les modèles habituels incorporent nombre de restrictions, a priori, qui rendent possible leur identification mais qui ne sont jamais testées. Et il suggère à titre d'antidote une « économétrie sans modèle » où soient étudiées systématiquement, et sans a priori, les propriétés statistiques des séries temporelles représentant les variables clés de l'économie et où notamment soient mises à jour leurs relations de « causalité » [21].

Nous examinons successivement dans cette section les problèmes de spécification posés par l'introduction de l'hypothèse d'anticipations rationnelles, les problèmes économétriques que l'on rencontre alors, et enfin quelques propositions pratiques. Ceci justifiera, pensons-nous, la position modérée que nous venons de revendiquer.

21. Cf. Fiori, Florens, Lai Tong [1982] pour une application sur données françaises.

L'écriture d'un modèle structurel

La critique de Lucas souligne la dépendance des coefficients des formes réduites vis-à-vis des politiques économiques pratiquées et plus généralement des paramètres des lois régissant les variables exogènes et les résidus. Elle n'implique pas pour autant l'impossibilité de définir un modèle réellement structurel. Il est nécessaire et possible, en principe, d'écrire et d'estimer un modèle structurel. Et savoir si ce modèle doit ou non respecter les propriétés de neutralité et d'inefficacité des politiques économiques qui sont caractéristiques de la nouvelle économie classique est une question différente. Sans doute doit-on tenter de lui apporter des réponses empiriques mais il ne faut guère s'attendre sur des sujets aussi fondamentaux à ce qu'elles soient dépourvues d'ambiguïté.

Ecrire un modèle structurel revient simplement à rendre explicite la place des anticipations dans les comportements. Il paraît raisonnable d'admettre que cette place est importante mais limitée.

La théorie macro-économique ainsi que la pratique nous ont appris à identifier dans un modèle les éléments les plus sensibles aux anticipations. Il convient donc de ne pas se laisser séduire par l'idée toute théorique selon laquelle *tous* les comportements sont influencés par des anticipations et donc aucun paramètre n'est structurel. Mieux vaut donc admettre que la plupart des paramètres d'un modèle sont structurels et faire porter l'analyse sur un certain nombre de points cruciaux.

En pratique ces points sont ceux où les modélisations actuelles considèrent comme essentielle l'introduction de retards. On sait que ces retards visent à traduire la présence simultanée de délais de réalisation et de délais d'anticipation. Dans un cadre d'anticipations adaptatives, extrapolées à partir du passé selon une structure fixe de coefficients, ces deux types de retards sont indiscernables. Il convient, au contraire, dans un cadre d'anticipations rationnelles de les distinguer. Nous avons déjà souligné que les nouveaux classiques laissaient subsister dans leurs modèles des délais de réalisation impliqués par des coûts implicites d'ajustement et que, sous leurs hypothèses de flexibilité absolue des prix et de réaction instantanée des anticipations, c'est là leur principale explication de la tendance à la persistance des déséquilibres. Nous constaterons ultérieurement que la présence de ces délais d'ajustement pose des problèmes d'identification.

Examinons maintenant quelques exemples de relations.

Les équations habituelles de prix et salaires font intervenir une répercussion des taux d'inflation passés (salaires ou prix) avec des

coefficients dont il s'agit de tester l'égalité de la somme à l'unité. Il s'agit là, surtout pour les salaires, de traduire la prise en compte de retards effectifs dans les procédures de négociation mais également d'indiquer que ces dernières se font sur la base d'anticipations elles-mêmes adaptatives. Ces coefficients ne peuvent donc être considérés comme structurels. Au contraire, on admettra sans trop d'hésitations le caractère structurel des autres coefficients intervenant dans ces équations (effet Phillips...).

L'équation de consommation est sans doute particulièrement sensible aux anticipations et les incertitudes actuelles sur l'évolution du taux d'épargne en portent la trace. A priori, une propension à consommer le revenu courant ne doit pas être considérée comme un paramètre structurel : dans une perspective monétariste, c'est une propension à consommer la richesse ou le revenu permanent qui doit être considérée comme insensible aux anticipations de revenu futur. La difficulté est bien sûr que ces deux dernières variables ne sont pas observables mais ceci n'implique nullement qu'on ne puisse déduire de ce type d'analyses des relations susceptibles d'être estimées. Ainsi comme l'a montré en substance Hall [1978] dans un article influent [22], la combinaison de la théorie du cycle de vie (ou du revenu permanent) et de l'hypothèse d'anticipations rationnelles conduit à une formule du type :

$$\Delta C_t = a (Y_t - Y^e_t) \qquad (61)$$

où l'erreur d'anticipation ($Y_t - Y^e_t$) est un bruit blanc. En d'autres termes, la consommation suit un processus stochastique de marche aléatoire. Cette théorie extrême repose bien sûr sur l'hypothèse qu'aucune contrainte ne pèse sur l'ajustement de la consommation à son niveau désiré et qu'en particulier les consommateurs ne sont soumis à aucune contrainte de liquidité. Elle doit donc être testée contre des formulations rendant un rôle particulier au revenu courant et éventuellement aux revenus passés (inertie des habitudes de consommation). Mais inversement il est intéressant de tenter d'introduire explicitement un terme de révision des anticipations dans la fonction de consommation.

L'investissement est passible d'un traitement analogue pour représenter l'effet d'accélération. Mais on peut aussi faire appel à une théorie alternative particulièrement adaptée aux objectifs recherchés. Selon la théorie développée par Tobin et approfondie récemment par de nombreux auteurs l'investissement devrait être fonction du seul facteur « *q* » représentant le rapport entre l'évaluation économique du capital

22. Cf. également Bilson [1980]. La formulation suivante est celle de ce dernier.

productif et son coût de reproduction. Ce facteur « q » reflète toutes les anticipations futures (de prix et de contraintes quantitatives) mais il pourrait être sous certaines conditions [23] identifié à l'évaluation boursière du stock de capital, c'est-à-dire à une variable observable. On obtient ainsi une formulation structurelle de la fonction d'investissement ne faisant intervenir directement que des variables observables. Cette approche est donc séduisante mais les résultats économétriques laissent à désirer et elle a été assez peu utilisée [24].

Une dernière relation où interviennent en principe les anticipations est la relation d'ajustement de l'emploi à la production (cycle de productivité). La vitesse d'ajustement de l'emploi dépend logiquement des anticipations concernant le caractère durable ou non de la récession ou de la reprise. Ce point élémentaire mais très généralement oublié mériterait d'être testé.

L'identification, l'estimation et le test de modèles avec anticipations rationnelles

On dispose de méthodes diverses pour estimer rigoureusement des modèles avec anticipations rationnelles ou plus précisément pour estimer les coefficients structurels de ces modèles. Il faut souligner toutefois que cette estimation est faite sous l'hypothèse d'un régime unique de politique économique pendant la période d'estimation. Les paramètres des règles de politique économique et des lois des exogènes doivent être supposés constants pendant cette période. L'utilisation du modèle estimé pour évaluer une variante de politique économique revient donc à supposer un brusque changement de régime à partir d'une situation initiale caractérisée par l'absence de changements de régime dans le passé.

De façon générale le problème est celui de l'estimation simultanée d'un système d'équations où les paramètres des différentes équations sont reliés par des restrictions a priori. Intuitivement, ces restrictions sont simplement la conséquence de l'hypothèse d'anticipations rationnelles et notamment du fait que les agents économiques connaissent tout le modèle de l'économie dans laquelle ils sont insérés : un coefficient caractéristique de la structure objective de l'économie est amené par le biais des anticipations à figurer dans plusieurs équations de comportements.

23. Rendements constants et... absence de contraintes quantitatives anticipées.
24. Cf. toutefois Blanchard [1980].

On est ainsi ramené à un problème connu d'estimation et nous ne tenterons pas de résumer ou de classer les différentes méthodes applicables (FIML, méthodes à information limitée, estimateur de distance minimum...) [25]. Il est clair pourtant qu'il se pose en premier lieu un problème d'identification. Celui-ci éventuellement résolu, il s'agit, en second lieu, de tester le modèle retenu. Là aussi existent dans la littérature différents tests susceptibles d'être appliqués. L'inconvénient est généralement qu'ils testent de façon indissociable les deux éléments constitutifs du modèle que sont l'hypothèse d'anticipations rationnelles et l'hypothèse de neutralité selon laquelle seules les « surprises » ont des effets réels. On essaiera donc de concevoir des tests permettant l'acceptation ou le rejet séparé de l'une ou l'autre de ces deux hypothèses.

Pour donner une idée plus précise des problèmes rencontrés, nous examinerons deux problèmes, a priori, très différents dont nous constaterons pourtant qu'ils conduisent à une structure formelle identique.

Le premier, déjà mentionné, est celui de l'estimation d'une fonction de consommation. En suivant Bilson [1980], nous posons, a priori, que la propension à consommer le revenu permanent est égale à l'unité [26]. La variation de la consommation est donc égale à la variation de revenu permanent, elle-même égale à une somme actualisée d'anticipations sur la séquence des revenus futurs. En adjoignant à cette relation de comportement une relation définissant le processus stochastique engendrant le revenu et prenant par exemple la forme d'un simple processus d'ajustement à un revenu naturel, on obtient le modèle structurel suivant :

$$(62)\quad \begin{cases} \Delta C_t = r \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} \left(\underset{t}{E}\, y_{t+i} - \underset{t-1}{E}\, y_{t+i} \right) + u_t \\ y_t = \gamma \bar{y} + (1-\gamma)\, y_{t-1} + \eta_t \end{cases}$$

Un calcul simple permet d'exprimer les anticipations rationnelles en fonction de l'information disponible à la date *t* et de retrouver l'équation (61) en obtenant la forme réduite suivante :

$$(63)\quad \begin{cases} \Delta C_t = \frac{r}{r+\gamma}\, \eta_t + u_t = \frac{r}{r+\gamma} \left(y_t - \gamma \bar{y} - (1-\gamma)\, y_{t-1} \right) + u_t \\ y_t = \gamma \bar{y} + (1-\gamma)\, y_{t-1} + \eta_t \end{cases}$$

25. Cf. notamment Wallis [1980], Taylor [1979], Mc Callum [1976], Mishkin [1982], Hoffman-Schlagenhauf [1983].

26. Ceci suppose implicitement l'égalité du taux d'intérêt et du taux d'escompte psychologique.

On a en effet $\forall\ i \geqslant 0$

$$\underset{t}{\mathrm{E}}\ (y_{t+i} - \bar{y}) = (1 - \gamma)^i\ (y_t - \bar{y})$$

$$\underset{t-1}{\mathrm{E}}\ (y_{t+i} - \bar{y}) = (1 - \gamma)^{i+1}\ (y_t - \bar{y})$$

et donc

$$\Delta\ \mathrm{C}_t = r \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + r}\right)^{i+1} [(1 - \gamma)^i\ (y_t - \bar{y}) - (1 - \gamma)^{i+1}\ (y_{t-1} - \bar{y})] + u_t$$

$$= \frac{r}{1 + r} (y_t - (1 - \gamma)\ y_{t-1} - \gamma\ \bar{y}) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1 - \gamma}{1 + r}\right)^i + u_t$$

$$= \frac{r}{1 + r} (y_t - (1 - \gamma)\ y_{t-1} - \gamma\ \bar{y}) + u_t$$

Résultat typique dans un cadre d'anticipations rationnelles, les coefficients de la première équation, et notamment le coefficient $a = r/(r + \gamma)$ du revenu non anticipé, ne sont pas structurels en ce sens qu'ils dépendent du paramètre γ du processus stochastique suivi par l'exogène y. Il est pourtant possible d'estimer simultanément les deux équations et d'identifier les paramètres structurels γ et r, ce dernier s'interprétant comme un taux d'intérêt mais n'étant pas supposé observable. Des méthodes plus rigoureuses seraient applicables mais Bilson se contente d'une démarche en deux temps. Il estime d'abord séparément la deuxième équation [27] puis reporte le résidu estimé dans la première qu'il estime à nouveau par les moindres carrés ordinaires.

Un premier test, non formel, consiste à vérifier que la valeur estimée du coefficient a est, compte tenu de celle du coefficient γ, compatible avec une valeur plausible du taux d'intérêt. Un deuxième test consiste à rajouter dans la première équation la valeur anticipée du revenu à côté de sa valeur non anticipée et à examiner la significativité du coefficient obtenu.

Les résultats empiriques de ces tests sont assez ambigus. Ils doivent être confrontés aux tests effectués par Hall [1978] qui concluaient à l'acceptation de la théorie et à ceux effectués par Flavin [1981] qui concluent au contraire au rejet. Il semble donc, pour reprendre une argumentation développée par Davidson, Hendry [1981], que les données ne permettent pas de trancher pour ou contre l'approche en termes

27. Dans l'application empirique de Bilson, un retard d'ordre 10 est introduit dans le processus engendrant y.

d'anticipations rationnelles et plus précisément de trancher entre cette approche *forward-looking* et une approche *backward-looking* en termes de correction d'erreurs qui a été appliquée et développée par ces derniers auteurs.

Un deuxième exemple d'estimation avec anticipations rationnelles est celui des travaux de Barro [1977], [1978] ; Barro-Rush [1980]. Il s'agit fondamentalement d'un modèle très simple où le niveau de revenu est expliqué par la partie non anticipée de la masse monétaire, l'évolution de cette dernière étant déterminée par une règle fixe.

$$(64)\quad \begin{cases} y_t = \bar{y}_t + a\,(m_t - m^e{}_t) + u_t \\ m_t = c + d\,m_{t-1} - e\,y_{t-1} + \eta_t \end{cases}$$

On voit qu'il s'agit formellement d'un modèle proche de celui de Bilson et que les mêmes méthodes sont applicables. La forme réduite est :

$$(65)\quad \begin{cases} y_t = \bar{y}_t + a\,\eta_t + u_t = \bar{y}_t + a\,(m_t - c - d\,m_{t-1} + e\,y_{t-1}) + u_t \\ m_t = c + d\,m_{t-1} - e\,y_{t-1} + \eta_t \end{cases}$$

Barro utilise alors la même procédure d'estimation en deux temps et teste ensuite le caractère significatif de l'introduction de la masse monétaire anticipée. Il conclut au non-rejet de son modèle mais ses résultats ont été fortement critiqués notamment par Mishkin [1982] qui, utilisant une méthodologie plus rigoureuse, montre l'importance de la spécification a priori de la longueur des délais et conclut au rejet de la théorie et en tout cas à celui de l'hypothèse de neutralité, l'hypothèse d'anticipations rationnelles elle-même paraissant plus défendable. Pesaran [1982] fournit également une critique vigoureuse des tests de Barro en montrant qu'une formulation « keynésienne » explique les données aussi bien que la formulation de Barro et en soulignant l'impossibilité de tester avec quelque efficacité l'une des théories contre l'autre.

D'autres modèles un peu plus complexes, mais toujours de petite taille, ont également été testés. Les plus célèbres sont celui de Sargent [1976], de structure très classique, et au contraire celui de Taylor [1979] qui conserve des propriétés keynésiennes grâce à une hypothèse de prédétermination des prix.

Nous conclurons cette revue rapide des tentatives d'estimation de modèles macro-économiques avec anticipations rationnelles en soulignant que les travaux effectués concernent uniquement des équations

isolées ou des modèles de très petite taille. Les modèles de grande taille ont, semble-t-il, subi une influence quasi nulle. Nous tenterons pourtant dans une dernière section d'indiquer quelques voies de recherche.

Quelques suggestions

Un certain nombre d'essais en matière d'estimation, d'une part, et de simulation, d'autre part, peuvent être envisagés.

L'objectif est d'abord de tenter d'isoler dans l'estimation l'impact des anticipations, sans imposition a priori de condition de neutralité : les équations garderaient donc leur structure générale actuelle.

i) Une première possibilité est l'intégration comme variables explicatives d'un plus grand nombre de données d'enquêtes ou de « proxys » représentant des anticipations : valeurs de marché de certains actifs, différentiels d'intérêt entre actifs... Il conviendrait d'ailleurs de se livrer à une vérification du caractère rationnel de ces anticipations.

ii) Une deuxième possibilité consisterait à estimer certaines relations en introduisant comme variables explicatives les valeurs futures vraies de certaines variables pour représenter des anticipations parfaites ! Cette suggestion est hardie et ne constitue guère plus qu'une expérience amusante. Elle peut pourtant être rationalisée en considérant qu'on est alors ramené à un modèle économétrique avec erreurs sur les variables [28] et donc à un modèle susceptible d'être estimé rigoureusement ; l'utilisation des moindres carrés ordinaires doit alors être remplacée par celle de la méthode des variables instrumentales.

iii) Une troisième possibilité consiste à appliquer la méthodologie de Bilson à des équations particulières. Il n'est évidemment pas possible d'estimer un gros modèle en anticipations rationnelles mais l'on pourrait considérer que les agents forment rationnellement leurs anticipations, notamment en matière de revenu et de prix, en supposant que les variables concernées sont régies par des processus simples largement autorégressifs mais comportant en outre une ou deux variables explicatives exogènes. Ils n'utilisent donc pas le vrai modèle mais une forme réduite approximative. Il serait alors possible d'estimer simultanément la relation étudiée (fonction d'épargne ou d'investissement...) et le pro-

28. Lucas, Sargent [1981, introduction] font remonter cette idée à un article ancien [1960] de Muth. Cf. également Mc Callum [1976].

cessus supposé engendrer le revenu à partir par exemple de variables représentatives des politiques budgétaires et monétaires passées.

Une fois l'influence des anticipations explicitée, et quelle que soit d'ailleurs la façon dont elle a été imposée ou estimée, le problème est d'utiliser le modèle en prévision. L'hypothèse d'anticipations rationnelles évite alors d'avoir à spécifier de façon exogène et arbitraire les anticipations que formeront les agents dans le futur. Il est théoriquement possible de simuler le modèle sous anticipations rationnelles, c'est-à-dire de rechercher une solution dynamique au modèle telle que les comportements courants soient influencés par les valeurs futures prédites par le modèle, ces dernières étant bien sûr elle-mêmes engendrées par les comportements courants. Il faut donc résoudre simultanément les équilibres successifs de toute la période de prévision et pour cela effectuer des itérations portant sur les sentiers dynamiques et non pas seulement sur les valeurs instantanées. Il est clair qu'une telle simulation est coûteuse. Elle pourrait pourtant être employée sur des modèles de taille intermédiaire tels que mini-DMS [29].

CONCLUSION

La portée de l'hypothèse d'anticipations rationnelles reste délicate à apprécier.

Sur le plan théorique, sa force est qu'il s'agit du point d'aboutissement naturel des idées d'équilibre et de rationalité qui inspirent la plus grande part de la théorie économique. L'univers économique est changeant et également les comportements qui s'y inscrivent. L'incertitude n'y porte pas seulement sur des grandeurs exogènes mais aussi sur les réactions et les comportements des autres agents. Il paraît alors hardi d'admettre que les agents économiques peuvent prévoir rationnellement ces derniers. Mais inversement, comme c'est bien là le but des économistes et des modélisateurs, pourquoi, dès lors qu'il est reconnu comme sensé, ne pas le prêter à tous les agents ? Mais ce qui fait la force de la théorie en fait aussi la faiblesse. S'il s'agit d'un concept d'équilibre, par quel processus y parvient-on et l'essentiel ne réside-t-il pas dans

29. Fair [1979] rend compte d'une expérience de ce type sur un modèle d'ailleurs estimé sans hypothèse d'anticipations rationnelles. Il indique que le coût de la simulation était multiplié par 15 par rapport à une simulation ordinaire.

cette période de transition ? La partition est donc très loin d'être complète et il n'est pas exclu que sa poursuite amène à retrouver des thèmes anciens, en validant partiellement des comportements d'apprentissage de type adaptatif.

Nous avons souligné, d'autre part, que la nouvelle macro-économie classique, avec ses implications dramatiques pour la politique économique, ne s'identifie pas à l'adhésion à l'hypothèse de rationalité des anticipations. Elle repose sur nombre d'autres hypothèses contestables dont la principale est sûrement le refus de principe du déséquilibre.

Sur le plan pratique, la violence de la critique initiale fut si grande qu'elle n'eut d'égale que l'indifférence avec laquelle elle fut accueillie par les constructeurs de gros modèles. Cet état de choses est peu satisfaisant et nous avons prôné un usage souple de l'hypothèse d'anticipations rationnelles, certaines variantes ainsi effectuées servant à mieux baliser le champ des possibles.

Nous considérons en définitive que l'apport principal de l'école des anticipations rationnelles est d'ordre critique. Elle met le doigt sur certaines faiblesses des théories et pratiques keynésiennes. Mais son souci de cohérence hautement revendiqué ne suffit pas à en faire une alternative théorique satisfaisante.

Antoine d'AUTUME
Université Paris I

BIBLIOGRAPHIE

[1985] Autume A. (d'), Michel P., « Epargne, investissement et monnaie dans une perspective intertemporelle », *Revue économique*, mars.

[1976] Barro R. J., « Rational expectations and the role of monetary policy », *Journal of Monetary Economics*, 2.

[1977] Barro R. J., « Unanticipated money growth and unemployment in the United States », *American Economic Review*, mars.

[1978] Barro R. J., « Unanticipated money, output and the price level in the United States », *Journal of Political Economics*, août.

[1980] Barro R. J., Rush M., « Unanticipated money and economic activity » in Fischer ed. [1980].

[1982] Begg D. K. H., *The rational expectations revolution in macroeconomics*, Baltimore, Johns Hopkins University Press.

[1980] Bilson J. F. O., « The rational expectations approach to the consumption function », *European Economic Review*.

[1980] Blanchard O. J., « The monetary mechanism in the light of rational expectations » in Fischer ed. [1980].

[1982] Boschen J., Grossman H. I., « Tests of equilibrium macroeconomics using contemporaneous monetary data », *Journal of Monetary Economics*, 8.

[1980] Buiter W. H., « The macroeconomics of Dr Pangloss. A critical survey of the New Classical Macroeconomics », *Economic Journal*, mars.

[1981] Buiter W. H., « The superiority of contingent rules over fixed rules in models with rational expectations », *Economic Journal*, septembre.

[1982] Champsaur P., Mélitz J., « Une généralisation du choix optimal des instruments de politique monétaire », *Annales de l'INSEE*, 46.

[1975] Chow G. C., *Analysis and control of dynamic economic systems*, New York, John Wiley.

[1981] Davidson J. E. H., Hendry D. F., « Interpreting econometric evidence », *European Economic Review*.

[1979] Fair R. C., « An analysis of a macroeconometric model with rational expectations in the bond and stock markets », *American Economic Review*, septembre.

[1980] Fischer S., ed., *Rational expectations and economic theory*, NBER Conference Report, University of Chicago Press.

[1982] Fiori G., Florens J.-P., Lai Tong H. W., « Analyse des innovations dans un processus multivarié. Application à des données françaises », *Annales de l'INSEE*, 46.

[1981] Flavin M. A., « The adjustment of consumption to changing expectations about future income », *Journal of Political Economics*, 5.

[1982] Gourieroux C., Laffont J.-J., Montfort A., « Rational expectations models ; analysis of the solutions » *Econometrica*.

[1978] Hall R. E., « Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis : theory and evidence », *Journal of Political Economics*, 6.

[1983] Hénin P.-Y., Zylberberg A., « Sur l'efficacité de la politique monétaire dans des modèles de prévision parfaite avec ajustement partiel des prix », *Economie appliquée*, 1983, 1 (numéro spécial sur les anticipations rationnelles).

[1983] Hoffman D. L., Schlagenhauf D. E., « Rationality, specification tests and macro models », *Journal of Econometrics*, avril.

[1982] Le Cacheux J., Nivollet B., « La nouvelle macro-économie face aux exigences de la politique monétaire », *Bulletin d'information sur la recherche économique aux Etats-Unis*, 11, Ambassade de France aux Etats-Unis.

[1967] Lucas R. E., « Adjustment costs and the theory of supply », *Journal of Political Economics*.

[1972] Lucas R. E., « Expectations and the neutrality of money », *Journal of Economic Theory*, avril.

[1973] Lucas R. E., « Some international evidence on output - inflation tradeoffs », *American Economic Review*, juin.

[1979] Lucas R. E., Sargent T. J., « After Keynesian macroeconomics » in Lucas, Sargent, ed. [1981].

[1981] Lucas R. E., Sargent T. J., ed., *Rational expectations and econometric practice*, Londres, George Allen and Unwin.

[1976] Mc Callum B. T., « Rational expectations and the estimation of econometric models : an alternative procedure », *International Economic Review*, 17.
[1982] Mishkin F. S., « Does anticipated monetary policy matter ? An econometric investigation », *Journal of Political Economics*, février.
[1977] Modigliani F., « The monetarist controversy or, should we forsake stabilization policies », *American Economic Review*, mars.
[1982] Pesaran M. H., « A critique of proposed tests of the natural rate-rational expectations hypothesis », *Economic Journal*, septembre.
[1970] Poole W., « Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model », *Quarterly of Economics*.
[1976] Sargent T. J., « A classical macroeconometric model for the United State », *Journal of Political Economics*, 2.
[1979] Sargent T. J., *Macroeconomic theory*, Academic Press.
[1975] Sargent T. J., Wallace N., « Rational expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule », *Journal of Political Economics*, 2.
[1976] Sargent T. J., Wallace N., « Rational expectations and the theory of economic policy », *Journal of Monetary Economics*, 2.
[1982] Sheffrin S. M., *Rational expectation*, Cambridge, Cambridge University Press. Trad. franç. : *Les anticipations rationnelles*, Paris, Economica, 1985.
[1978] Shiller R. J., « Rational expectations and the dynamic structure of macroeconomic models », *Journal of Monetary Economics*, 4.
[1972] Sims C. A., « Money, income and causality », *American Economic Review*, 2.
[1980] Sims C. A., « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, 1.
[1982] Sims C. A., « Policy analysis with econometric model », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
[1979] Taylor J. B., « Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations », *Econometrica*, septembre.
[1980] Wallis K. F., « Econometric implications of the rational expectations hypothesis », *Econometrica*, 1.
[1982] Walliser B., « Equilibre et anticipations rationnelles », *Revue économique*, 33 (4), juillet.